

ソーシャル・サポート、 ネガティブ・インタラクションと精神的健康

原田 謙

実践女子大学人間社会学部

杉澤 秀博

桜美林大学大学院老年学研究科

1. 目的

1) ソーシャル・サポートとネガティブ・インタラクションが精神的健康に及ぼす影響

ソーシャル・サポート (social support) と健康の関連についての理論／実証研究は、社会学や心理学において長年積み重ねられてきた。とくに家族・親族や友人からの手段的・情緒的サポートの欠如が、身体的健康や精神的健康 (mental health) に悪影響を及ぼすことが国内外で実証されてきた (Cohen and Wills 1985; House et al. 1988; Sugisawa et al. 1994)。理論的には、ストレス・プロセスにおけるソーシャル・サポートの直接効果および緩衝効果の分析枠組みが設定された (Cohen and Wills 1985)¹⁾。とくに、さまざまなストレスフル・ライフイベントが健康や幸福感に及ぼす悪影響を緩衝する社会的資源として、社会関係の構造的側面としてのソーシャル・ネットワーク、そして機能的側面としてのソーシャル・サポートの役割が鍵になったのである。

しかし、こうした一連のソーシャル・サポートやソーシャル・ネットワークの研究は、(とくに日本においては) 手段的・情緒的サポートといった社会関係のポジティブな側面に焦点を当て、あまりネガティブな側面には注目してこなかった²⁾。ただし米国では、1980年代半ばから、社会関係のネガティブな側面であるネガティブ・インタラクション (negative interaction: 否定的相互作用) が精神的健康に及ぼす影響に関する実証研究が(必ずしも数は多くはないが) 蓄積されてきた。このネガティブな側面をとらえる概念として、先行研究では negative social interaction, problematic social interaction, problematic support, negative social exchange などのさまざまな用語が使われてきた (Lincoln 2000)。本稿では、諸個人の健康や幸福感に悪影響をもたらす社会関係のネガティブな側面を指し示す概念として(とくにソーシャル・サポートの対概念として) ネガティブ・インタラクションという用語を用いる³⁾。

ネガティブ・インタラクションが健康に及ぼす影響に関する先行研究の知見は、Lincoln (2000) や Okun and Keith (1998) などによって、直接効果や交互作用効果にわけて的確に整理されている。Lincoln (2000) は、文献レビューの結果、ネガティブ・インタラクションが精神的健康に及ぼす直接

効果に関して、ソーシャル・サポートが与えるプラスの効果よりも、ネガティブ・インタラクションが与えるマイナスの効果の方が大きいと述べている (Rook 1984; Finch et al. 1989; Schuster et al. 1990)。つまり「ソーシャル・サポートがある」ことよりも「ネガティブ・インタラクションがない」ことが、精神的健康にとって重要なのである。Schuster et al. (1990) は、領域別にみると、とくに配偶者と友人とのネガティブ・インタラクションが精神的健康に悪影響を及ぼすことを指摘している。しかし一方で、(数は多くないが) ソーシャル・サポートの方がネガティブ・インタラクションよりも精神的健康にとって重要という主張 (Okun and Keith 1998)、あるいは両者とも精神的健康にとって同等の効果をもつという主張 (Ingersoll-Dayton et al. 1997)⁴⁾ も存在する。いずれにしても、ネガティブ・インタラクションの源泉とそれがもたらす結果をきちんと解明する必要がある (Lachman 2003)。

日本において、社会関係のネガティブな側面に着目した研究として、坂田ほか (1990) は、東京都老人総合研究所とミシガン大学が共同で実施した「全国高齢者調査」を用いて、「社会的支援の否定的側面 (小言や文句を受ける、世話のやきすぎ、経済的負担になる)」がうつ傾向 (CES-D) を高めることを指摘している⁵⁾。また福川 (2007) は、国立長寿医療センターが実施した「老化に関する長期縦断疫学研究 (NILS-LSA)」を用いて、家族・友人の区別なく、「肯定的交流 (ソーシャル・サポート)」がうつ傾向を低下させる効果が、「否定的交流 (いらいらさせられる、小言や文句を受ける、世話のやきすぎ、面倒をかけられる)」がうつ傾向を高める効果を上回ることを示している。これらの研究が散見される程度で、ネガティブ・インタラクションが精神的健康に及ぼす影響に関する実証研究は、国内ではまだ十分に蓄積されていない。

2) ソーシャル・サポートとネガティブ・インタラクションに関連する要因

そもそも、ソーシャル・サポートやネガティブ・インタラクションの多寡は何によってもたらされるのか、その関連要因も日本では十分に解明されていない。これまでの研究は、ソーシャル・サポートが健康に影響を及ぼす (ミクロレベルの) 心理的メカニズムに重きが置かれてきたので、ソーシャル・サポートやネガティブ・インタラクションが埋め込まれている社会構造や (メゾレベルの) ソーシャル・ネットワークにあまり目を向けてこなかった (House et al. 1988; Berkman et al. 2000)⁶⁾。

まず、ソーシャル・サポートとネガティブ・インタラクションに関連する属性要因について、Ross and Mirowsky (1989) は、高齢である者、男性ほど受領したソーシャル・サポート (以下、受領サポート) が少なく、学歴が高い者ほど受領サポートが多いこと、そして所得は有意な関連をもたないことを報告している。また、Krause and Borawski-Clark (1995) は、高齢者を対象とした調査結果から、学歴や所得が高い者ほど提供サポートや友人との接触頻度は多いが、受領サポートやネガティブ・インタラクションでは階層差は確認されないと述べている。このように、海外においてもソーシャル・サポートやネガティブ・インタラクションにおける年齢差・性差・階層差が十分に検討されているわけではなく、その知見もまちまちである (Turner and Marino 1990; Shaw et al. 2007)⁷⁾。

続いて、ソーシャル・ネットワークの規模 (size) がソーシャル・サポートに及ぼす影響について、Haines and Hurlbert (1992) は、ネットワーク規模が大きい男性ほど情緒的な受領サポートが多いことを報告している。また Beggs et al. (1996) は、ネットワーク規模が大きい者ほど、ハリケーン

による被災後のインフォーマルな復旧 (recovery) サポートをより多く受領していることを示している。Haines et al. (2008) も、ネットワーク規模が大きい者ほど受領サポートの充実度 (adequacy) が高いと述べている。これらの知見は、総じてネットワーク規模が大きいことが受領サポートの多さにつながることを示唆している。

3) 分析課題

本研究は、こうした先行研究の知見や分析枠組みを参照し、図1のような概念モデルを設定した。そして第一に、ソーシャル・サポートとネガティブ・インタラクションに関連する要因を明らかにすることを目的とする。具体的には、受領サポートおよびネガティブ・インタラクションの年齢差・性差・階層差を検討し (a と b の経路)、実際に領域別のネットワークが両者の源泉になっているのかを確認する (c と d の経路)。

第二に、受領サポート、ネガティブ・インタラクションが精神的健康に及ぼす影響を明らかにすることを目的とする。具体的には、(1) ネットワーク・モデル (e の経路)、(2) 受領サポート・モデル (f の経路)、(3) ネガティブ・インタラクション・モデル (g の経路)、(4) 同時投入モデルを検討し、社会関係のいずれの側面が精神的健康に対する直接効果を有しているのかを明らかにする。

本分析の特徴は、第一に社会関係の構造的側面であるソーシャル・ネットワークが、(ポジティブな) ソーシャル・サポートの源泉だけでなく、同時にネガティブ・インタラクションの源泉にもなると考える点にある。第二に、先行研究でもに検討されてきた配偶者や子どもなどの同居家族からの受領サポートや同居家族とのネガティブ・インタラクションではなく、別居親族、隣人、友人といった領域 (つまりサポートのおかれている文脈) に着目する点にある。そして、ネットワークと受領サポートとネガティブ・インタラクションを分析に同時投入することで、社会関係の構造的側面であるネットワークが精神的健康に直接効果を有しているのか (それとも機能的側面によって説明されてしまうのか) を検討することができる。

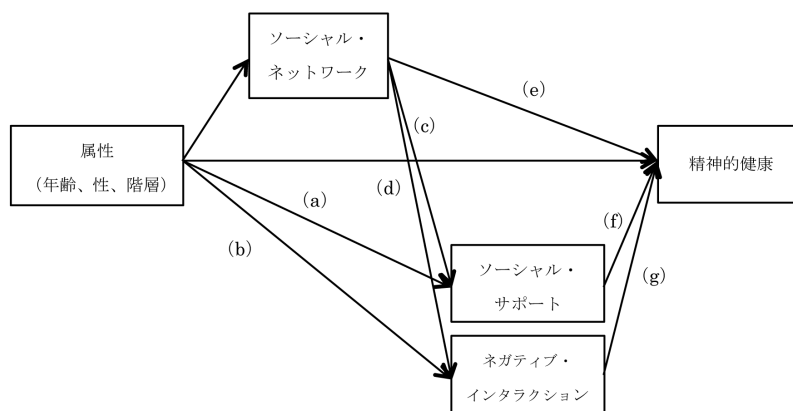


図1 概念モデル

2. 方法

1) データ

本研究のデータは、桜美林大学・加齢発達研究所が実施した「地域活動と健康に関する調査」から得た。調査対象地は、市町村コードを用いて、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県内の30自治体を系統抽出した。具体的には、秩父市、狭山市、蕨市、和光市、三郷市、ふじみ野市、川島町、小鹿野町、寄居町、市川市、成田市、市原市、富津市、白井市、酒々井町、芝山町、長南町、新宿区、目黒区、北区、八王子市、調布市、国立市、武蔵村山市、日の出町、小田原市、座間市、綾瀬市、大井町、愛川町である。

調査対象者は、住民基本台帳を用いて、各自治体から25歳以上の男女400人(計12,000人)を二段無作為抽出した。具体的には各自治体から国勢調査の基本単位区20地点(合計600地点)を系統抽出し、各基本単位区から20人ずつ系統抽出した。

本調査は、2010年11月に郵送調査法(郵送配布・郵送回収・自記式法)によって実施した。未回収者に対して、督促はがきの発送を一回、さらに調査票の再送も一回行った。有効回収数は4,676(有効回収率39.0%)であった。

2) 変数

(1) 精神的健康

最終的な従属変数となる精神的健康は、Kessler et al. (2002) がうつ病を含む気分・不安障害のスクリーニングのために開発したK6を用いた⁸⁾。具体的には、過去1か月の間に「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわしたり、落ち着きなく感じましたか」「気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」「何をするのも骨折りだと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」の6項目に関して、「いつも(4点)」「たいてい(3点)」「ときどき(2点)」「少しだけ(1点)」「全くない(0点)」という選択肢を用いて測定した。この6項目に対する回答を単純加算することで得点化した(Cronbachの α 係数=.88)。つまり得点の高い者の方がうつ傾向が高いことを示している。

(2) 受領サポート

受領サポートは、「心配ごとや困りごとがあるとき、次の人たちはどのくらい相談になってくれますか」「日頃の生活でちょっとした手助けが必要なとき、次の人たちはどのくらい手助けしてくれますか」「あなたにいたりや思いやりを、次の人たちはどのくらい示してくれますか」という3項目に関して、「別居の家族や親族」「近所の人」「友人」それぞれについて「かなり(4点)」「いくらか(3点)」「少し(2点)」「全くない(1点)」「該当者がいない(1点)」という選択肢を用いて測定した。親族、隣人、友人それぞれについてこの3項目に対する回答を単純加算することで得点化した(Cronbachの α 係数はそれぞれ.88, .89, .90)。つまり得点の高い者の方が受領サポートが多いことを示している。

(3) ネガティブ・インタラクション

ネガティブ・インタラクションは、次の人たちが「あなたに多くを要求しすぎていると感じることがどのくらいありますか」「あなたをがっかりさせることはどのくらいありますか」「あなたをイライラさせることがどのくらいありますか」という3項目に関して、「別居の家族や親族」「近所の人」「友人」それぞれについて「しばしば(4点)」「時々(3点)」「まれに(2点)」「全くない(1点)」「該当者がいない(1点)」という選択肢を用いて測定した。親族、隣人、友人それぞれについてこの3項目に対する回答を単純加算することで得点化した(Cronbachの α 係数はそれぞれ.80, .73, .79)。つまり得点の高い者の方がネガティブ・インタラクションが多いことを示している。

(4) ソーシャル・ネットワーク

ソーシャル・ネットワークの測定は、人と人のつながりである「パーソナル・ネットワーク」に特化し、東京版総合社会調査(TGSS)および名古屋都市圏調査の質問項目を用いた(松本編 2004; 松本 2005a, 2005b)。領域別ネットワークは、日頃から何かと頼りにし親しくしている別居の親族数(両親・子どもを含む)、隣人数(親族・仕事仲間は除く)、親族・仕事仲間・隣人以外の友人数である⁹⁾。本調査では、別居の親族数および友人数について、自動車、電車、バスなどの交通機関を利用するか、徒歩のみかにかかわらず、通常の交通手段による所要時間別(片道30分以内、30分～2時間以内、2時間以上)の人数を尋ねた。本分析では、距離別の人数を加算した親族総数、友人総数を用いた。

(5) 属性

属性に関する変数は、年齢、年齢の二乗項、性(男性を1とするダミー変数)、学歴(教育年数)、等価所得(前年1年間の世帯収入を15の階級値から選択してもらい、その階級の中央値を世帯員数の平方根で除した値)、配偶者の有無(ありを1とするダミー変数)である。

3) 分析方法

受領サポート、ネガティブ・インタラクションに関連する要因分析は、領域別(親族、隣人、友人)の受領サポートおよびネガティブ・インタラクションの得点を従属変数とし、年齢、年齢の二乗項、学歴、等価所得、配偶者の有無、領域別のネットワーク規模¹⁰⁾を独立変数とする重回帰分析を用いた。

受領サポートとネガティブ・インタラクションが精神的健康に及ぼす影響の分析は、K6の得点を従属変数とし、年齢、年齢の二乗項、学歴、等価所得、配偶者の有無、領域別のネットワーク規模、受領サポートの得点、ネガティブ・インタラクションの得点を独立変数とする重回帰分析を用いた。分析は、その説明力の違いを確認するために(1) ネットワーク・モデル、(2) 受領サポート・モデル、(3) ネガティブ・インタラクション・モデル、(4) すべての同時投入したモデルに分けておこなった。

本研究は、30自治体のデータをまとめて分析するため、自治体ごとの抽出確率(回収数/母集団の人口数)の逆数でケースの重みづけを行った。分析対象者数は、重みづけ後も統計的な検定力を同じにするため4,676とした。また、欠損値の処理は¹¹⁾、多重代入法を用いて、20の疑似完全データセットを作成した。分析は、SPSS 19.0を用いた。分析対象者の特性は表1、精神的健康とネットワーク、

受領サポート、ネガティブ・インタラクション間の相関係数は表2に示した。

表1 分析対象者の特性

年齢	平均±SD	55.03 ± 16.09
性別	男性 (%)	44.9
学歴 (教育年数)	平均±SD	13.34 ± 2.34
等価所得 (百万)	平均±SD	3.97 ± 2.75
配偶者	あり (%)	75.9
精神的健康 (K6)	平均±SD	3.75 ± 4.17
親族数	平均±SD	6.19 ± 7.53
隣人数	平均±SD	2.14 ± 3.42
友人数	平均±SD	4.83 ± 7.06
親族受領サポート	平均±SD	8.09 ± 3.00
隣人受領サポート	平均±SD	4.99 ± 2.34
友人受領サポート	平均±SD	7.40 ± 2.91
親族ネガティブ	平均±SD	5.39 ± 2.13
隣人ネガティブ	平均±SD	4.01 ± 1.47
友人ネガティブ	平均±SD	4.52 ± 1.72

表2 精神的健康、ネットワーク、サポート、ネガティブ・インタラクション間の相関係数

	精神的健康 (K6)	親族数	隣人数	友人数	親族受領サポート	隣人受領サポート	友人受領サポート	親族ネガティブ	隣人ネガティブ	友人ネガティブ
精神的健康 (K6)	1.000									
親族数	-0.149***	1.000								
隣人数	-0.112***	0.340***	1.000							
友人数	-0.030	0.320***	0.303***	1.000						
親族受領サポート	-0.141***	0.328***	0.119***	0.189***	1.000					
隣人受領サポート	-0.116***	0.211***	0.527***	0.161***	0.321***	1.000				
友人受領サポート	-0.086***	0.206***	0.184***	0.454***	0.392***	0.397***	1.000			
親族ネガティブ	0.187***	0.098***	0.049**	0.133***	0.205***	0.055***	0.142***	1.000		
隣人ネガティブ	0.094***	0.072***	0.225***	0.121***	0.078***	0.265***	0.123***	0.335***	1.000	
友人ネガティブ	0.211***	0.045**	0.039*	0.256***	0.039**	0.025	0.356***	0.410***	0.407***	1.000

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

3. 結果

1) 受領サポートに関連する要因

領域別の受領サポートを従属変数とする重回帰分析の結果が表3である。

親族からの受領サポートに対して有意な効果をもつ属性要因は、年齢、性、学歴、配偶者の有無であった。年齢差について、親族からの受領サポートは、若年期から中年期にかけて減少し、高齢期に再び増加するU字型を描く。性差については、男性の方が親族からの受領サポートが少ない。階層差については、学歴が高い者（教育年数が長い者）ほど、親族からの受領サポートが多い。また配偶者がいる者ほど、親族からの受領サポートが多い。そしてネットワークとの関連をみると、親しい親族数が多い者ほど、受領サポートが多い。

隣人からの受領サポートに対して有意な効果をもつ属性要因は、年齢、性、配偶者の有無であった。年齢差について、隣人からの受領サポートは、若年期から中年期にかけて増加し、高齢期にかけて

表3 受領サポートを従属変数とした重回帰分析 (β 係数)

	親族からの 受領サポート	隣人からの 受領サポート	友人からの 受領サポート
年齢	- 0.304 **	0.487 ***	0.547 ***
年齢の二乗項	0.233 *	- 0.460 ***	- 0.772 ***
性別 (男=1)	- 0.217 ***	- 0.080 ***	- 0.192 ***
学歴	0.090 ***	0.004	0.051 ***
等価所得 (百万)	0.023	- 0.009	0.034 *
配偶者 (あり=1)	0.058 ***	0.051 ***	- 0.046 ***
親族数	0.315 ***		
隣人数		0.499 ***	
友人数			0.363 ***
決定係数 (R^2)	0.175 ***	0.293 ***	0.315 ***

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

減少する逆 U 字型を描く。性差については、男性の方が隣人からの受領サポートが少ない。階層差については、有意な関連がみられない。また配偶者がいる者ほど、隣人からの受領サポートが多い。そしてネットワークとの関連をみると、親しい隣人数が多い者ほど、受領サポートが多い。

友人からの受領サポートに対して有意な効果をもつ属性要因は、年齢、性、学歴、所得、配偶者の有無であった。年齢差について、友人からの受領サポートは、若年期から中年期にかけて増加し、高齢期にかけて減少する逆 U 字型を描く。性差については、男性の方が友人からの受領サポートが少ない。階層差については、学歴が高い者、所得が高い者ほど、友人からの受領サポートが多い。また、配偶者がいる者ほど、友人からの受領サポートが少ない。そしてネットワークとの関連をみると、親しい友人数が多い者ほど、受領サポートが多い。

2) ネガティブ・インタラクションに関連する要因

領域別のネガティブ・インタラクションを従属変数とする重回帰分析の結果が表4である。

親族とのネガティブ・インタラクションに対して有意な効果をもつ属性要因は、年齢、性、配偶者の有無であった。年齢差について、親族とのネガティブ・インタラクションは、若年期から中年期にかけて増加し、高齢期に減少する逆 U 字型を描く。性差について、男性の方が親族とのネガティブ・インタラクションが少ない。また配偶者がいる者ほど、親族とのネガティブ・インタラクションが多い。そしてネットワークとの関連をみると、親しい親族数が多い者ほど、ネガティブ・インタラクションが多い。

隣人とのネガティブ・インタラクションに対して有意な効果をもつ属性要因は、年齢、学歴であった。隣人とのネガティブ・インタラクションは、若年期から中年期にかけて増加し、高齢期に減少する逆 U 字型を描く。階層差について、学歴が高い者ほど、隣人とのネガティブ・インタラクションが少ない。そしてネットワークとの関連をみると、親しい隣人数が多い者ほど、ネガティブ・インタラクションが多い。

友人とのネガティブ・インタラクションに対して有意な効果をもつ属性要因は、年齢、配偶者の有無であった。友人とのネガティブ・インタラクションは、若年期から中年期にかけて増加し、高齢期にかけて減少する逆 U 字型を描く。階層差については、有意な関連がみられない。また配偶者がいる者ほど、友人とのネガティブ・インタラクションが少ない。そしてネットワークとの関連をみると、親しい友人数が多い者ほど、ネガティブ・インタラクションが多い。

表4 ネガティブ・インタラクションを従属変数とした重回帰分析 (β 係数)

	親族とのネガティブ・ インタラクション	隣人とのネガティブ・ インタラクション	友人とのネガティブ・ インタラクション
年齢	0.538 ***	0.508 ***	0.290 **
年齢の二乗項	- 0.674 ***	- 0.526 ***	- 0.466 ***
性別 (男=1)	- 0.157 ***	- 0.008	0.016
学歴	0.018	- 0.032 *	- 0.027
等価所得 (百万)	0.027	0.001	0.010
配偶者 (あり=1)	0.070 ***	- 0.004	- 0.099 ***
親族数	0.078 ***		
隣人数		0.214 ***	
友人数			0.225 ***
決定係数 (R^2)	0.074 ***	0.057 ***	0.106 ***

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

3) 受領サポート、ネガティブ・インタラクションが精神的健康に及ぼす影響

精神的健康 (K6) を従属変数とする重回帰分析の結果が表5である。

属性と精神的健康との関連をみると、うつ傾向は若年期から中年期にかけて低くなり、高齢期に再び高くなるU字型を描く。男性の方がうつ傾向が低い (ネガティブ・インタラクション・モデルの場合を除く)。学歴が高い者、所得が高い者ほど、うつ傾向が低い。また配偶者がいる者ほどうつ傾向が低い。

ネットワーク・モデルによれば、親しい親族数、隣人数が多い者ほどうつ傾向が低い。

受領サポート・モデルによれば、親族受領サポートおよび友人受領サポートが多い者ほどうつ傾向が低い。受領サポートを分析に投入することによって、親族数と隣人数の β (標準化偏回帰) 係数の値は小さくなるが、有意なままである。

ネガティブ・インタラクション・モデルによれば、親族および友人とのネガティブ・インタラクションが多い者ほど、うつ傾向が高い。ネガティブ・インタラクションを分析に投入しても、親族数と隣人数の β 係数の値はほとんど変わらない。

最後にネットワーク、受領サポート、ネガティブ・インタラクションを同時投入するモデルを検討した結果、親しい親族数および隣人数が多い者、そして親族および友人からの受領サポートが多い者ほどうつ傾向が低い。さらに親族および友人とのネガティブ・インタラクションが多い者ほどうつ傾向が高い。受領サポートとネガティブ・インタラクションの β 係数を比較すると、親族においても友人においてもネガティブ・インタラクションの方が受領サポートよりも影響力が大きい。

各モデルによる説明力の違いを確認すると、ネガティブ・インタラクションのモデルにおける決定係数が、受領サポートのモデルよりも大きいことがわかる。

表 5 精神的健康 (K6) を従属変数とした重回帰分析 (β 係数)

	(1) ネットワーク モデル	(2) 受領サポート モデル	(3) ネガティブ・ インタラクション モデル	(4) 同時投入 モデル
年齢	- 0.334 **	- 0.325 **	- 0.471 ***	- 0.457 ***
年齢の二乗項	0.248 *	0.212 *	0.430 ***	0.379 ***
性別 (男 = 1)	- 0.048 **	- 0.084 ***	- 0.028	- 0.077 ***
学歴	- 0.094 ***	- 0.081 ***	- 0.091 ***	- 0.072 ***
等価所得 (百万)	- 0.038 *	- 0.033 *	- 0.043 **	- 0.036 *
配偶者 (あり = 1)	- 0.066 ***	- 0.065 ***	- 0.062 ***	- 0.063 ***
親族数	- 0.113 ***	- 0.076 ***	- 0.119 ***	- 0.074 ***
隣人数	- 0.077 ***	- 0.069 ***	- 0.079 ***	- 0.077 ***
友人数	0.023	0.050 **	- 0.023	0.017
親族受領サポート		- 0.098 ***		- 0.110 ***
隣人受領サポート		- 0.003		0.019
友人受領サポート		- 0.081 ***		- 0.142 ***
親族ネガティブ			0.150 ***	0.154 ***
隣人ネガティブ			0.014	0.013
友人ネガティブ			0.153 ***	0.182 ***
決定係数 (R^2)	0.054 ***	0.071 ***	0.116 ***	0.143 ***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

4. 考察

本稿は、受領サポートとネガティブ・インタラクションに関連する要因を明らかにしたうえで、両者が精神的健康に及ぼす影響を検討してきた。

第 1 に、受領サポートに関連する要因分析の知見をまとめると、その年齢差は、親族からの受領サポートは U 字型、隣人と友人からの受領サポートは逆 U 字型を描いていた。子育て期にある若年者は、別居している親やきょうだいなどから手助けしてもらったり、相談ごとに乗ってもらったりする機会がほかのライフステージに比べて多いだろう。また高齢者も、とくに健康問題が発生する確率が高まる後期高齢期になると、別居している子どもなどからの手段的もしくは情緒的サポートの受領が増加するだろう。しかし、友人からの受領サポートについて、後期高齢期になると、そのサポートの源泉としての友人ネットワーク (規模、接触頻度) そのものが減少する。またサポートの提供と受領の互酬性 (reciprocity) が保たれない場合、あえて隣人や友人からのサポートを求めない高齢者もいるだろう。性差は明確で、男性の方が親族、隣人、友人からの受領サポートが少なかった。これは先行研究の知見とも一致する (直井 2001)。男性の方が女性よりも、ストレスの対処方略として他者に助けを求めること (とくに心配ごとや困りごとを相談するといった情緒的サポートを求めること) に抵抗感が高い点が示唆される。一方、階層差にかんする知見はまちまちであった。学歴が高い者ほど親族と友人からの受領サポートは多かったが、学歴と隣人からの受領サポートの関連はみられなかった。サポートを求める他者には序列 (優先順位) が存在するという「階層補完モデル (hierarchical compensatory model)」的な見方をすれば (Cantor 1979)、学歴が高い者は、心配ごとや困りごとがあるとき、あるいはちょっとした手助けが必要なとき、親族や友人からのサポートで処理することが可能であり、わざ

わが隣人に助けを求めないという解釈もできる。ネットワークとの関連については、親族、隣人、友人ネットワーク規模が大きい者ほど、受領サポートが多いことが分かった。

第2に、ネガティブ・インタラクションに関連する要因分析の知見をまとめると、その年齢差は領域にかかわらず逆U字型を描いていた。この傾向は、Carstensen (1992) が「社会情緒的選択理論 (socioemotional selectivity theory)」として提示した、高齢者自身による社会関係の選択的な削減を示唆している。つまり高齢者は、多くを要求してきたり、がっかりさせられたり、イライラさせられるような関係性を次第に取捨選択していると解釈できる。性差は、親族においてのみ確認され、男性の方がネガティブ・インタラクションが少なかった。それこそ義務的な（簡単に取捨選択できない嫁・姑関係をはじめとする）親戚づきあいであれば、女性の方が否定的な言動に接する機会が多いだろう。階層差にかんする知見はまちまちであり、学歴が高い者ほど、隣人とのネガティブ・インタラクションが少なかった。学歴の効用に関するさらなる検討が必要だが、学歴が高い者ほど、隣人とのネガティブ・インタラクションを回避する社交能力が高い点が示唆される（原田 2012）。ネットワークとの関連については、親族・隣人・友人ともに、受領サポートの源泉でもあったが、ネガティブ・インタラクションの源泉にもなっていた。

第3に、受領サポート、ネガティブ・インタラクションが精神的健康に及ぼす影響について、領域ごとに知見を整理しておきたい。まず、親族関係についてである。本分析の結果は、親族からの受領サポートが多い者ほどうつ傾向が低く、親族とのネガティブ・インタラクションが多い者ほどうつ傾向が高いことを示していた。この知見は、伝統的な連帯である緊密な親族ネットワークに埋め込まれていることが、必ずしも精神的健康を高めるわけではないことを示唆している。親族の紐帯 (tie) は、非自発的であり主に義務の感覚にもとづく場合も想定されるので、分岐／分散的な親族ネットワークの方が精神的健康を高める可能性があるだろう（原田ほか 2005）¹²⁾。また同時投入モデルで、サポートおよびネガティブ・インタラクションの影響（親族関係の機能的側面の影響）を統制しても、親族ネットワーク（親族関係の構造的側面）が精神的健康に直接効果をもっていた。つまり、親族関係の機能的側面には還元できない、精神的健康に有益なネットワーク特性の存在が示唆される。

隣人関係について、隣人からの受領サポートも隣人とのネガティブ・インタラクションも精神的健康と有意な関連がみられなかった。しかしいずれのモデルにおいても、親しい隣人数（隣人ネットワーク）が精神的健康に直接効果をもっていた。この知見は、親しい隣人数の多寡は、受領できるサポートの多寡を示しているのではなく、別のメカニズムで精神的健康に影響を及ぼしていることを示唆している。たとえば、隣人ネットワークが近隣地区 (neighborhood) への所属感情（愛着や永住意思など）を高めて、結果的に精神的健康に良い影響を及ぼしているかもしれない。また、ソーシャル・キャピタル (social capital) を測定する指標として隣人数が用いられるように、親しい隣人数は、互酬性の高い近隣地区に住んでいることを示す代理変数になっている可能性もある。

友人関係について、本分析の結果は、友人からの受領サポートが多い者ほどうつ傾向が低く、友人とのネガティブ・インタラクションが多い者ほどうつ傾向が高いことを示していた。本研究は、友人関係の一つ一つの紐帯レベルの分析を行うことはできない。しかしこの知見は、親族関係に比べて選択可能にみえる友人関係も、ポジティブな機能的側面とネガティブな側面をあわせ持ち、両者が精

精神的健康に影響を及ぼすことを示唆している。また、同時投入モデルの結果をふまえると、友人関係が精神的健康に及ぼす影響は、ネットワークという構造的側面ではなく、サポートやネガティブ・インタラクションという機能的側面によって説明されると言ってよいだろう¹³⁾。

また受領サポートとネガティブ・インタラクションを同時投入したモデルの β 係数をみると、ネガティブ・インタラクションの方が受領サポートよりも精神的健康に及ぼす影響が大きかった。さらに、モデルごとの決定係数を比較すると、ネガティブ・インタラクションのモデルが、受領サポート（およびネットワーク）モデルよりも説明力が高かった。つまり両者が精神的健康に及ぼす直接効果に関して、ソーシャル・サポートが与えるプラスの効果よりも、ネガティブ・インタラクションが与えるマイナスの効果の方が大きいことを示唆している¹⁴⁾。

最後に、本研究の限界をふまえて今後の課題について述べておきたい。第1に、受領サポートとネガティブ・インタラクションの年齢差に関する結果は、社会情緒的選択理論を裏付けるような興味深い知見であるが(Casrtensen 1992)、あくまでもクロスセクショナルな分析の限界をもつ。加齢に伴うサポートとネガティブ・インタラクションの増減プロセスについては、縦断的な量的分析や、回顧的な質的分析（生活史）など、ライフコース的な視点からの検討が必要である。

第2に、本研究の分析枠組みは、ソーシャル・ネットワークがソーシャル・サポートとネガティブ・インタラクションの源泉となり、それぞれが健康に影響を及ぼすというモデルを想定した。しかし先行研究では、ソーシャル・ネットワークが健康に及ぼす心理社会的なメカニズムとして、(1) ソーシャル・サポートだけでなく、(2) 社会的影響力、(3) 社会的関与 (social engagement) と愛着、(4) 資源や有形財へのアクセスが挙げられている (Berkman et al. 2000; 杉澤 2012)。本分析は、このメカニズムにおけるネットワークの規模 (size) とソーシャル・サポートの関連（および健康影響）を検証したに過ぎない。今後は、密度 (density) や同質性 (homogeneity) なども含めて、どのようなネットワーク特性が、上記の経路を経て健康に影響を及ぼすのかを検討する必要がある。

第3に、Berkman et al. (2000) の概念モデルに基づけば、本研究はソーシャル・サポートとネガティブ・インタラクションという「ミクロレベル」の健康影響に焦点をあててきた。しかし地域における精神的健康に関する介入を考えると、今後は、町内会やボランティア団体などの地域集団への参加を含む「広義の」ソーシャル・ネットワーク¹⁵⁾、あるいは「地域レベルのソーシャル・キャピタル（町丁目や自治体レベルのボランティア活動の高さなど）」にも目を向ける必要がある。つまり、ソーシャル・ネットワークという「メゾレベル」、さらには「マクロレベル」の（地域）社会構造（都市度、文化、階層構成、政治、急激な社会変動）を包含した分析枠組みが必要とされる。

付記

本稿は、科学研究費補助金（新学術領域研究）「社会連帯の形成・維持機構の解明 (21119005)」による研究成果の一部である。共同研究者の杉原陽子先生（鎌倉女子大学）、柳沢志津子先生（徳島大学）、新名正弥先生（東京都健康長寿医療センター研究所）に謝意を表する。

注

- 1) 稲葉(1998)は、従来のソーシャル・サポート研究は、ストレス緩衝効果——「ニーズとサポートの一致」によってサポートの効果を説明する「マッチングモデル」——をめぐって展開されてきたと述べる。しかしこうした傾向はサポートと個人のあいだに介在するそれ以外のメカニズムへの注目を怠ることにつながったと指摘している。そして自身は、「サポートが欠如していることのマイナス効果」に重点をおいて、社会規範の影響力を考慮してサポートの効果を説明する「文脈モデル」を提唱している。
- 2) 野口(1991)は、高齢者のソーシャル・サポートの測定において、手段的サポートと情緒的サポートとを区別して「ネガティブ・サポート」という構成概念を提示した。しかしその後、日本の老年学やその他の分野で社会関係のネガティブな側面に関する理論的・実証的研究が蓄積されてきたとは言い難い(福川2007)。
- 3) 福川(2007)は対人関係が持つ否定的機能の呼称として negative interaction を暫定的に採用し、訳語として「否定的交流」をあてている。
- 4) Ingersoll-Dayton et al.(1997)は、ポジティブな社会的交換(social exchange)はポジティブ感情(positive affect)と関連し、ネガティブな社会的交換はネガティブ感情に関連するという「領域特定モデル(domain specific model)」を支持している。
- 5) Okabayashi et al.(2004)も同一のデータを用いて、ソーシャル・サポートとネガティブ・インタラクションの源泉の違い(配偶者、子ども、その他の親族・友人)が精神的健康に及ぼす影響を検討している。その結果、有配偶者の場合では配偶者からのサポートが生活満足度にもっとも大きな影響を与えること、無配偶者の場合では子どもからのサポートが多い者ほど生活満足度が高く、うつ傾向が低く、認知障害が少ないことを明らかにしている。
- 6) 健康の社会的決定要因としての社会関係に関する概念整理については、杉澤(2012)を参照。
- 7) Turner and Marino(1990)は、Fischer(1982 = 2002)の知見などを引用しながら、ソーシャル・ネットワークの階層差に関する知見も限られているが、ソーシャル・サポートの階層差に関する知見よりも一貫していると指摘している。日本におけるソーシャル・ネットワークの階層差に関する知見については、原田(2012)を参照。
- 8) K6の日本語版尺度は、Furukawa et al.(2008)や Sakurai et al.(2011)によってその信頼性および妥当性が検証されている。
- 9) この質問方法は、親族・仕事仲間・隣人でもない残余カテゴリーとしての「純粋な友人(just friends)」を測定する形になる。本調査では、仕事仲間数(職場の同僚・上司・部下、取引先や前にいた会社の人など)も尋ねているが、本研究課題との関連が薄いため分析から除外した。
- 10) ネットワーク規模の分布は非対称になりがちであり、0人から3人といった数の少ない方に偏る傾向がある。この非対称度を補正するために本分析では、ネットワーク分析の標準的な手法に基づき(Fischer 1982 = 2002)、それぞれのネットワーク規模に1を加え10を底とする対数に変換した値を用いた。
- 11) 分析に用いる変数の欠損率は、一番低い項目が年齢と性の0%、一番高い項目が等価所得の

11.7%であった。

- 12) 実際に、ネットワーク・モデルにおいて距離別の親族ネットワークが精神的健康に及ぼす影響を検討した結果、親しい中距離および遠距離親族数が多い者ほどうつ傾向が低い傾向がみられたが、近距離親族数は有意な関連がみられなかった。
- 13) 友人からの受領サポートの影響を統制すると、友人数（ネットワーク）が多い者ほどうつ傾向が「高い」傾向がみられる。しかし、友人とのネガティブ・インタラクションも同時投入するとその効果は消失した。
- 14) 本分析では、受領サポートとネガティブ・インタラクションの交互作用項（例えば親族からの受領サポート×親族とのネガティブ・インタラクション）が精神的健康に及ぼす影響についても検討を試みた。しかし Schuster et al. (1990) が示したような「シナジー効果 (synergistic effects)」は確認されなかった。
- 15) 広義のソーシャル・ネットワーク論は、集団・組織間関係、集団・組織と人、人と人といった社会システムを構成するすべてを射程に捉えているが、パーソナル・ネットワーク論は、その対象を人と人のつながりに特化している（森岡 2000）。

文献

- Beggs, J. J., Haines, V. A., & Hurlbert, J. S., 1996, Situational contingencies surrounding the receipt of informal support. *Social Forces*, 75(1): 201-222.
- Berkman, L. F., Glass, T., Brissette, I., & Seeman, T. E., 2000, From social integration to health: Durkheim in the new millenium. *Social Science & Medicine*, 51(6): 843-857.
- Cantor, M. H., 1979, Neighbors and friends: an overlooked resource in the informal support system. *Research on Aging*, 1(4): 434-463.
- Carstensen, L. L., 1992, Social and emotional patterns in adulthood: support for socioemotional selectivity theory. *Psychology and Aging*, 7(3): 331-338.
- Cohen S., & Wills T., 1985, Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2): 310-357.
- Finch, J. F., Okun, M. A., Barrera, M., Zautra, A. J., & Reich, J. W., 1989, Positive and negative social ties among older adults: measurement models and the prediction of psychological distress and well-being. *American Journal of Community Psychology*, 17(5): 585-605.
- Fischer, C.S., 1982, *To dwell among friends: personal networks in town and city*, Chicago: The University of Chicago Press. (= 2002, 松本康・前田尚子訳『友人のあいだで暮らす——北カリフォルニアのパーソナル・ネットワーク』未来社.)
- 福川康之, 2007, 『老化とストレスの心理学——対人関係論的アプローチ』弘文堂.
- Furukawa, T.A., Kawakami, N., Saitoh, M. et al., 2008, The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 17: 152-158.

- Haines, V. A., & Hurlbert, J. S., 1992, Network range and health. *Journal of Health & Social Behavior*, 33(3): 254-266.
- Haines, V., Beggs, J., & Hurlbert, J., 2008, Contextualizing health outcomes: do effects of network structure differ for women and men?. *Sex Roles*, 59: 164-175.
- 原田謙・杉澤秀博・浅川達人・斎藤民, 2005, 「大都市部における後期高齢者の社会的ネットワークと精神的健康」『社会学評論』55(4): 434-448.
- 原田謙, 2012, 「社会階層とパーソナル・ネットワーク——学歴・職業・所得による格差と性差」『医療と社会』22(1): 57-67.
- House, J. S., Umberson, D., & Landis, K. R., 1988, Structures and processes of social support. *Annual Review of Sociology*, 14: 293-318.
- 稲葉昭英, 1998, 「ソーシャル・サポートの理論モデル」松井豊・浦光博編『人を支える心の科学』誠信書房, 151-175.
- Ingersoll-Dayton, B., & Morgan, D., 1997, The effects of positive and negative social exchanges on aging adults. *Journals of Gerontology*, 52(4): S190-199.
- Kessler, R.C., Andrews, G., Colpe, L.J. et al., 2002, Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32: 959-976.
- Krause, N., & Borawski-Clark, E., 1995, Social class differences in social support among older adults. *Gerontologist*, 35(4): 498-508.
- Lachman, M. E., 2003, Negative interactions in close relationships: introduction to a special section. *Journals of Gerontology*, 58(2): P69-69.
- Lincoln, K. D., 2000, Social support, negative social interactions, and psychological well-being. *Social Service Review*, 74(2): 231-252.
- 松本康編, 2004, 『東京で暮らす——都市社会構造と社会意識』東京都立大学出版会.
- 松本康, 2005a, 「居住地の都市度と親族関係——下位文化仮説, 修正下位文化仮説および少子化仮説の検討」『家族社会学研究』16(2): 61-69.
- 松本康, 2005b, 「都市度と友人関係——大都市における社会的ネットワークの構造化」『社会学評論』56(1): 147-164.
- 森岡清志, 2000, 「社会的ネットワークとパーソナル・ネットワーク」森岡清志編『都市社会の人間関係』放送大学教育振興会, 22-34.
- 直井道子, 2001, 『幸福に老いるために——家族と福祉のサポート』勁草書房.
- 野口裕二, 1991, 「高齢者のソーシャルサポート——その概念と測定」『社会老年学』34: 37-48.
- Okabayashi, H., Liang, J., Krause, N., Akiyama, H., & Sugisawa, H., 2004, Mental health among older adults in Japan: do sources of social support and negative interaction make a difference?. *Social Science & Medicine*, 59(11): 2259-2270.
- Okun, M. A., & Keith, V. M., 1998, Effects of positive and negative social exchanges with

- various sources on depressive symptoms. *Journals of Gerontology*, 53(1): P4-20.
- Rook, K. S., 1984, The negative side of social interaction: impact on psychological well-being. *Journal of Personality & Social Psychology*, 46(5): 1097-1108.
- Ross, C. E., & Mirowsky, J., 1989, Explaining the social patterns of depression: control and problem solving - or support and talking?. *Journal of Health & Social Behavior*, 30(2): 206-219.
- 坂田周一・Liang, J., 前田大作, 1990, 「高齢者における社会支援のストレス・バッファ効果——肯定的側面と否定的側面」『社会老年学』 31: 80-90.
- Sakurai, K., Nishi, A., Kondo, K., Yanagida, K., & Kawakami, N., 2011, Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 65(5): 434-441.
- Schuster, T. L., Kessler, R. C., & Aseltine Jr, R. H., 1990, Supportive interactions, negative interactions, and depressed mood. *American Journal of Community Psychology*, 18(3): 423-438.
- Shaw, B. A., Krause, N., Liang, J., & Bennett, J., 2007, Tracking changes in social relations throughout late life. *Journals of Gerontology*, 62B(2): S90-99.
- Sugisawa, H., & Liang, J., & Liu, X., 1994, Social networks, social support, and mortality among older people in Japan. *Journals of Gerontology*, 49(1): S3-13.
- 杉澤秀博, 2012, 「健康の社会的決定要因としての社会関係——概念と研究の到達点の整理」『季刊社会保障研究』 48(3): 252-265.
- Turner, R. J., & Marino, F., 1994, Social support and social structure: a descriptive epidemiology. *Journal of Health & Social Behavior*, 35(3): 193-212.